

【研究論文】

中国における所得格差と世代間所得弾力性に関する
パネルデータ分析

— 地域的異質性を考慮して —

Yapeng LI

経済統計学会

『統計学』第125号 — 抜刷

2023年9月発行

中国における所得格差と世代間所得弾力性に関する パネルデータ分析

— 地域的異質性を考慮して —

Yapeng LI*

要旨

世代間所得弾力性とは、親の所得による子供の所得への影響を計測する指標である。この値が高いほど、貧困世帯の子供は貧困から脱出することが困難になる。本研究は中国家族パネル調査（2010年-2018年）のデータを利用し、パネルデータ分析により所得格差と世代間所得弾力性の関係を検証したものである。その結果として、地域によって所得格差による世代間所得弾力性への影響が異なることが観測された。東部地域では、コホートにかかわらず、所得格差の拡大に応じて世代間所得弾力性は上昇する。中部地域においては、義務教育普及前のコホートでは所得格差の拡大に応じて世代間所得弾力性は下降するが、義務教育普及後のコホートではそのような関係は観測されなかった。西部地域に関しては、いずれのコホートについても所得格差の拡大に応じて世代間所得弾力性は下降する傾向にあることが確認された。

キーワード

所得格差, 世代間所得弾力性, グレートギャップカーブ, パネルデータ分析, 中国家族パネル調査

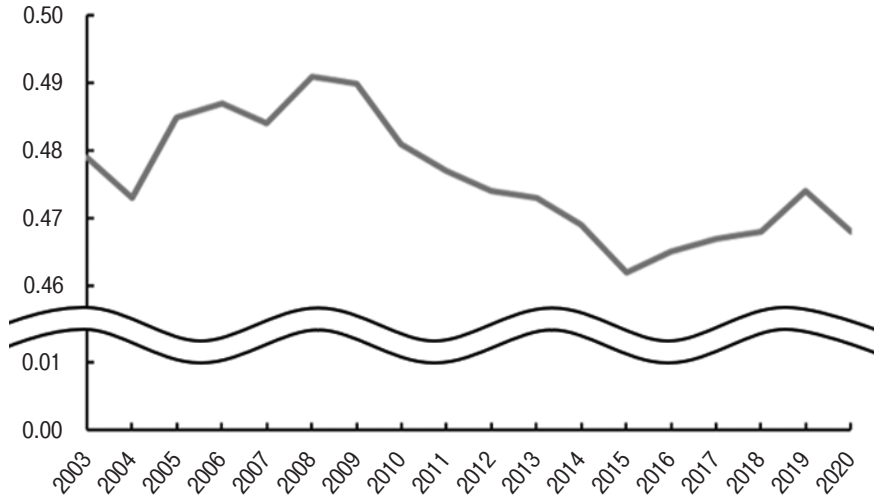
1. はじめに

改革開放以降、中国は急速な経済成長を実現し、貧困世帯は著しく減少しつつある¹⁾。しかしながら、経済制度改革の過程において多くの社会的な矛盾や社会問題が浮上している²⁾。Kuznets (1955) によると、経済発展の過程において、所得の不平等³⁾は拡大から縮小に向かう傾向にあることが示されている。しかし、近年の中国における所得不平等はいまだ拡大の段階にあり、目を背けることのできない深刻な問題の一つとなっている。

所得不平等の実態を測定する場合、ジニ係数が重要な指標としてよく利用されている。図1は21世紀以降における中国のジニ係数の推移を示している⁴⁾。いずれの時点においても0.4を超えており、中国では極めて不平等な状態が続いている⁵⁾。時系列的には、2003年から2008年にかけてジニ係数は上昇し、2008年から2015年までは下降傾向にあったが、再び上昇に転じている。

また、地域間での経済発展の不均衡性も大きく、2021年における上海市と内陸の貴州省の1人あたり名目GDPを比較すると、前者は後者の3.1倍である（中国統計局、2022）。中国共産党が第十九次全国代表大会で指摘して

* 院生会員，立命館大学大学院経済学研究科
e-mail : nr1125ex@ed.ritsumei.ac.jp



出典：中国統計局 (2021) より筆者作成

図1 中国のジニ係数変遷 (2003-2020年)

いるように、改革開放以来、人民の衣食の問題は習近平政権の発足までに解消されてきたが、現在は所得格差の拡大、環境汚染の悪化などの問題が浮上している(楊・虎, 2018)。すなわち、インフラ整備の地域間格差と、それに伴う人々の財・サービスの需要に対する生産供給量の地域的偏在化により、地域間での生活水準の格差が拡大傾向にあると考えられる(李・李, 2018)。

さらに、所得不平等に関しては、これまで世代内での所得不平等が重視されてきたが、近年では、世代間における所得不平等問題に注目が集まっている。一方では、親世代の富により極めて豊かな生活を送る子供世代は「富二代」⁶⁾と呼ばれており、このような世代が驚くほど贅沢な生活をSNSに投稿し世間の注目を浴びている。他方で、親世代が貧困層にある子供世代は「窮二代」⁷⁾と呼ばれ、十分な教育を受けられず出稼ぎにより働いている実態などが頻繁にマスコミで報道されている(中国発展門戸網, 2010; 湖南省教育廳, 2011)。「富二代」と「窮二代」のように対極的な「二代」が現れる背後には、中国における所得不平等は世代内での所得不平等のみならず、

親世代から子供世代に対する影響が大きく関与しているものと推測できる(顧, 2014)。

先進国では、親世代の所得が子供世代の所得に影響を及ぼす問題に注目し、すでに多数の分析用データセットとそれらに基づく研究が蓄積されている。まず、この問題に社会学者は早くから注目し、多くの先行研究と多様な理論が形成された。すなわち、子供が親の職業を継承することが常態化していた時代から、工業化の発展によって分業体制が急速にかつ持続的に変化し、熟練労働者への需要が増加することで子供の職業選択機会が拡大した。このような職業選択機会の拡大は、世代間の職業の流動性(Social Mobility)を促すことになり、職業の世代間流動パターンに対して大きなインパクトを与えた(Blau and Duncan, 1967; Erikson and Goldthorpe, 1992)。これに対して、工業化理論への反対の声もある。工業化による職業の世代間流動性は必ずしも上昇しているわけではなく、優位な職業階層は自身の安定性を保持するために、教育投資、財産継承などの手段を利用して、階層再生産(Social Reproduction)のメカニズムを構築してきたという考え方もある⁸⁾(Featherman et

al., 1975)。

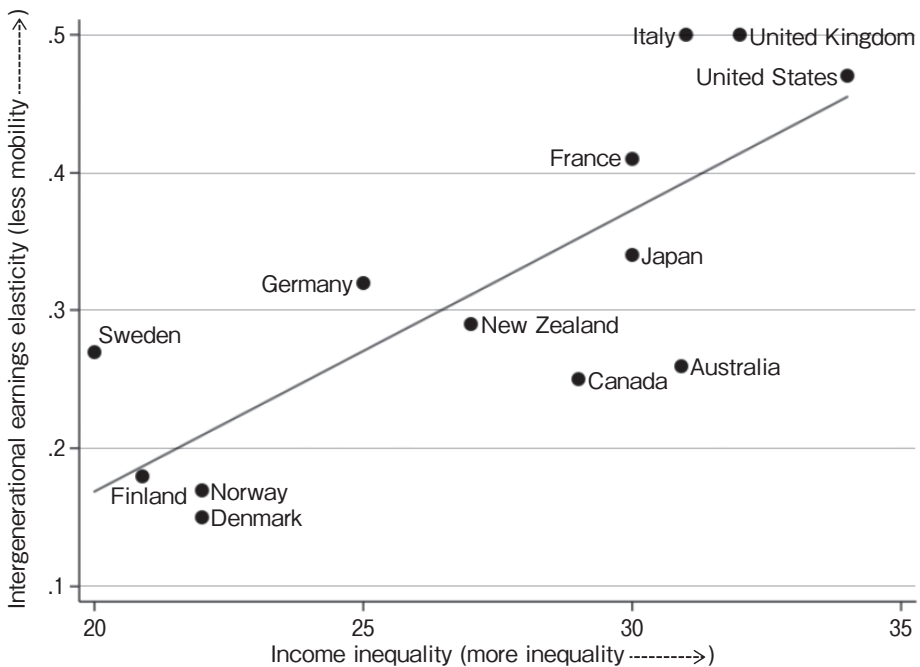
経済学の領域では、まず Becker and Tomes (1979) が親世代の所得と子供世代の所得との関係についての理論モデルを構築した。また、Becker and Tomes (1986) では、単年度の親と子供の所得の情報を用いて、アメリカの世代間所得弾力性は0.2程度であり世代間所得流動性(=1-世代間所得弾力性)⁹⁾は高いと結論付けている。このとき、世代間所得弾力性(Intergenerational Income Elasticity)は、子供の所得の対数値に対して親の所得の対数値を用いて回帰分析を行い、その回帰係数を用いて議論している¹⁰⁾。

その後、計量モデルの改良が図られ、Solon (1992) は所得の生涯プロフィールなどを考慮し、回帰モデルを利用してアメリカでの世代間所得弾力性は0.4程度であることを推定し、世代間所得流動性が低い状態にあることを示している。先進国の世代間所得弾力性に関してはそれ以外にも多くの先行研究が挙げ

られる(Bjorklund and Jantti, 1997; Corak and Heisz, 1999)。

さらに、所得格差と世代間所得弾力性の相関関係について、Corak (2013) はOECDの情報を用いて、所得格差が大きいほど世代間所得弾力性も高くなることを提示した。図2は両者の関係を示している。この回帰線について、Krueger (2012) はグレートギャツピーカーブ(Great Gatsby Curve)と名づけた。

このような世代間所得格差の実態は、各国の制度や文化的背景などにより異なるものと考えられる。先駆的に研究が進められてきたアメリカにおいても、グレートギャツピーカーブの存在は賛否両論の状態にある。Hertz (2007) と Chetty et al. (2014) はアメリカの世代間所得弾力性を推定し、所得格差が拡大し続けている状況の下で、世代間所得弾力性は安定して推移していると述べている。言い換えれば、世代間所得弾力性は所得格差と連動しておらず、グレートギャツピーカー



出典：Corak (2013) より引用

図2 グレートギャツピーカーブの先行研究事例

ブは存在しないという結論が得られている。同じアメリカを研究対象としている Bloome and Western (2011) と Nam (2021) は、所得格差が拡大すると世代間所得弾力性も上昇し、グレートギャツビーカーブが存在することを確認している。

中国においても、子供世代の所得に対する親世代の所得の影響に関する研究は徐々に蓄積されつつある。何・黄 (2013) は中国の2000年、2004年、2006年と2009年の世代間所得弾力性を計算し、世代間所得弾力性は高いが下降傾向にあることを明らかにしている。徐 (2015) は2002-2012年での中国の都市住民と農村住民の世代間所得弾力性を測定し、都市や農村にかかわらず、世代間所得弾力性は中国全体のジニ係数の変化と同様に上昇から下降に向かっていることを示した。袁・劉 (2022) は1970-1995年コホートの世代間所得弾力性を測り、中国の世代間所得弾力性は上昇していることを発見した。Fan et al. (2021) では、1970-1980年コホートと1981-1988年コホートの世代間所得弾力性を算出し、世代間所得弾力性の上昇とともに、グレートギャツビーカーブの存在を示した。

これまでの世代間所得弾力性と所得格差の関係に関しては、最新年のデータにおいてコホート別にグレートギャツビーカーブは存在するのか、また、地域的な異質性を考慮した時、グレートギャツビーカーブは異なるのかといったことは明らかにされていない。本研究はこれらの問いを明らかにするために、中国において大規模に行われた世帯調査である中国家族パネル調査 (CFPS; China Family Panel Studies) を用い、最新年の情報を用いて地域的な異質性にも考慮しながらパネルデータ分析モデルを構築して分析を進める。本稿は次のように構成されている。2では分析モデルの説明、3では使用するデータに関する説明、4では実証分析の結果、5では結論を示す。

2. 分析モデル

先行研究において、世代間所得弾力性の計量モデルは、以下のように示されている (Becker and Tomes, 1986, pp.9-10)。

$$\ln y_i^c = \beta_0 + \beta_1 \ln y_i^f + \varepsilon_i \quad (1)$$

i は世帯、 c は子供、 f は父親をそれぞれ示す。 y は個人の所得を意味し、対数化して回帰モデルに導入している。 β_1 は世代間所得弾力性を意味する。理論的には、 β_1 が0の時、子供の所得は父親の所得とは完全に独立であり、世代間所得流動性はかなり高い。 β_1 が1の時、子供世代の所得の分布は父親世代の所得の分布に完全に対応し、貧困世帯の子供は自身の努力が報われず貧困状態にあることを示す¹¹⁾。

Nam (2021) は上述のモデルを改良し、グレートギャツビーカーブの存在を確認するために、以下のように所得格差と親の所得の交互作用項をモデルに導入した¹²⁾。

$$\begin{aligned} \ln y_{ist}^c = & \beta_0 + \beta_1 \ln y_{ist}^p + \beta_2 GINI_{st} \\ & + \delta GINI_{st} * \ln y_{ist}^p + \ln y_{ist}^p * (\Omega W_{st}') \\ & + \Lambda X_{ist}' + \gamma_s + \lambda_\tau + e_{ist} \end{aligned} \quad (2)$$

i は世帯、 c は子供、 p は親を意味しており、 s は対象世帯が居住する州、 t は調査年、 τ は子供の幼少期を示す年である。 $GINI_{st}$ は個人の幼少期における州のジニ係数、 W_{st} は州レベルでの一連の説明変数 (黒人率、失業率など) のベクトル、 Ω は対応するパラメータのベクトルである。 X_{ist} は各世代の年齢とその2乗のベクトル、 Λ は年齢に関するパラメータのベクトルである。 γ_s と λ_τ は州のダミー変数と時点のダミー変数である。

本研究では、コホート別に地域の異質性を考慮したうえで所得格差と世代間所得弾力性の関係を明らかにするため、Nam (2021) のモデルを参考にしつつ、ジニ係数、父親の所得、および地域ダミーの交互作用項をモデルの中に導入する。モデル式は以下のように示される。

$$\begin{aligned}
\ln y_{ipt}^c = & \beta_0 + \beta_1 \ln y_{ipt}^f + \beta_2 \text{gini}_p + \beta_3 \text{area} \\
& + \beta_4 \ln y_{ipt}^f * \text{gini}_p * \text{area} \\
& + \beta_5 \ln y_{ipt}^f * \text{gini}_p + \beta_6 \text{area} * \text{gini}_p \\
& + \beta_7 \ln y_{ipt}^f * \text{area} + \beta_8 \ln \text{inve}_p \quad (3) \\
& + \beta_9 \ln y_{ipt}^f * \ln \text{inve}_p + \beta_{10} \text{educ}_i^c \\
& + \beta_{11} A_i^c + \beta_{12} (A_i^c)^2 + \beta_{13} A_i^f \\
& + \beta_{14} (A_i^f)^2 + a_i + u_{it}
\end{aligned}$$

i , c と f は上記の(1)式と同様であり, p は省を意味し, t は個人が調査された年を意味する。 gini_p は各コホートの若年時における省別のジニ係数, $\ln \text{inve}_p$ は各コホートの若年時における各省の教育に関連する指標(対数値), area は地域ダミー, educ は個人の教育年数, A は年齢を意味する。このモデルに適用する具体的なデータと各変数の詳細は次章で説明する。

このモデルを前提としたパネルデータ分析では, 各種変数による子供の所得への影響とともに, 観測できない要素として a_i と u_{it} を設定する。前者, つまり a_i は個人効果と呼ばれ時間とともに変化しないものであり, 後者の u_{it} は誤差項と呼ばれる。固定効果モデルと変量効果モデルのどちらが適切かについては, (3)式についてコホート別に推定を行い, ハウスマン検定によりモデルを特定する (Wooldridge, 2019)。

弾力性は, 以下の式により求められる。

$$\begin{aligned}
\frac{d \ln y_{ipt}^c}{d \ln y_{ipt}^f} = & \beta_1 + \beta_4 \text{gini}_p * \text{area} + \beta_5 \text{gini}_p \\
& + \beta_7 \text{area} + \beta_9 \ln \text{inve}_p \quad (4)
\end{aligned}$$

この式に基づいて, その他の変数を一定として, ジニ係数の第1四分位数と第3四分位数での各地域の世代間所得弾力性を算出して比較する。

3. 使用するデータ

3.1 データセットの特徴

本研究が利用しているデータは中国家族パネル調査 (CFPS) である。CFPSは, 北京大学

と中国国家自然科学基金からの資金提供により, 北京大学の中国社会科学調査センターが主導するプロジェクトである。2010年から開始され, ベースライン調査は約15,000世帯の30,000人の個人を含み, 回答率は79%である。調査対象は25の省・直轄市・自治区の都市と農村をカバーし, 95%の中国人口を代表している (Xie and Zhou, 2014)。対象の世帯メンバーには2年ごとに調査が実施される。アンケート内容により複数のデータセットに分けられており, 個人に関するアンケート結果を含む個人データセットと世帯に関するアンケート結果を含む世帯データセットは, 個人のIDによって接続することができる。本研究では, 入手可能な2010年, 2012年, 2014年, 2016年, 2018年の5ヵ年分のデータをパネルデータとして構築し利用する。

3.2 説明変数の定義

所得は本研究で最も重要な変数である。所得(年収, 単位: 元)の内訳としては, 賃金収入, 事業収入, 財産収入と移転収入である¹³⁾。物価の変動分を考慮し, 所得は消費者物価指数(各年の中国統計年鑑)を用いて2009年ベースで実質化する。また, 異常値による影響を考慮し, 父子ともに0以上で20万円¹⁴⁾以下のケースに限定する。所得は対数変換したうえで利用するため, 0のケースを考慮して全ケースの所得に対して1を加算して用いる。

世代により成長過程における社会経済情勢が異なることから, 世代間所得弾力性も異なることを想定し, 本研究では2つのコホートに分ける。中華人民共和国義務教育法(以下, 義務教育法と略称)の頒布年(1985年)の前後について, 1975年から1984年の間に生まれた子供を第1コホート, 1985年から1994年の間に生まれた子供を第2コホートと定義する。そして, 各コホートの若年時の所得格差を表す指標としてジニ係数を利用し, 第1コホートと第2コホートに対して, 1995年の

省別ジニ係数と2005年の省別ジニ係数をそれぞれ対応づける。各省のジニ係数は、公的統計資料からは公表されていないため、田(2012)で算出されている値を引用する。ただし、山東省、吉林省、チベットと天津市のジニ係数は入手できないため、これらの省に該当するケースは除外して分析を行う。

また、各コホートが若年時に受けた教育に関連する指標としては、1996年と2006年の中国統計年鑑に基づいて公的医療・教育・文

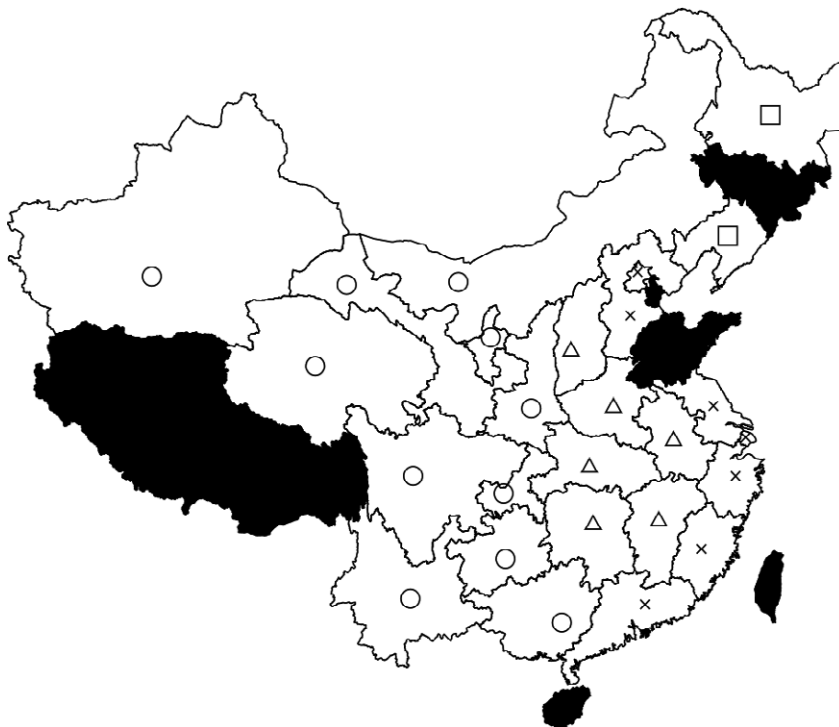
化発展経費(単位：万元)¹⁵⁾を用いる。第1コホートと第2コホートに対して、1995年と2005年の省別公的医療・教育・文化発展経費の値をそれぞれ対応づける。

地域の情報に関しては、中国統計局(2011)では、東部地域、中部地域、西部地域と東北地域の4つの経済エリアに分類されていることから、本研究においてもこの分類に基づき表1のように地域を定義している¹⁶⁾。その地理的位置関係は図3に整理している。地域的

表1 地域の区分

area	省・自治区・直轄市
東部地域 (=1)	北京, 河北, 上海, 江蘇, 浙江, 福建, 広東
中部地域 (=2)	山西, 安徽, 江西, 河南, 湖北, 湖南
西部地域 (=3)	内モンゴル, 広西, 重慶, 四川, 貴州, 雲南, 陝西, 甘肅, 青海, 寧夏, 新疆
東北地域 (=4)	遼寧, 黒竜江

出所) 筆者作成



注：×は東部地域，△は中部地域，○は西部地域，□は東北地域を示し，黒色の地域は研究対象外の地域を示す。
出所) 筆者作成

図3 地域区分と地理的位置

特徴としては、東部地域が最も経済的に発展した地域であり、中部地域と東北地域がそれに続き、西部地域が最も経済発展が遅れている地域である¹⁷⁾。

子供と親の年齢については、18歳以上（成人年齢）から65歳以下（退職年齢）に限定し、成人でかつ労働市場に含まれるケースを想定している。また、子供と親の年齢差は14歳以上である世帯に限定する。子供の教育年数が欠損しているケースは削除する。なお、女性は結婚・出産などのライフコースの影響によって労働市場に参加しないケースがあるため、本研究では男性に限定して分析を行う。

3.3 記述統計

3.2節のように定義した各変数に関して、欠損値などを除いたとき7,197組の子供と親が得られる¹⁸⁾。コホート別の記述統計量は表2に整理している。まず、相対的に第1コホートのサンプルサイズは小さい。各コホートの平均値を比較すると、子供の所得は第2コホートと比べて第1コホートのほうが高い。その背景には、年齢に応じて個人の稼ぐ力が変化するものと考えられ、実際、平均年齢を比較しても第1コホートのほうが高いことから、子供の所得も高い水準に達している

可能性がある。父親の所得に関しては、第2コホートの所得がより高いが、その背景には第2コホートの時期では経済がより発展していることが考えられる。このような年齢による所得水準の相違をコントロールするために年齢を回帰式の中に導入している。

また、80年代、90年代において、中国は経済発展に伴い所得不平等が徐々に深刻になっており（程，2007），若年時における所得格差は第1コホートよりも第2コホートのほうが大きい。義務教育普及前後における教育年数の相違としては、第1コホートよりも第2コホートの教育年数がやや増加しており、標準偏差が小さくなっている。各地域が投資している公的医療・教育・文化発展経費も第2コホートのほうが大きい。

4. 分析結果

コホート別のパネルデータ分析の結果¹⁹⁾、およびハウスマン検定の結果を表3と表4に整理している。第1コホートに関しては、ハウスマン検定において帰無仮説が棄却できないため、変量効果モデルのほうが適切と判断し、第2コホートに関しては、帰無仮説が棄却されたため、固定効果モデルのほうが適切と判断する。第1コホートにおけるジニ係

表2 記述統計量

Variable	第1コホート					第2コホート					変数の内容
	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max	
lny_c	2,573	7.422	4.246	0.000	12.175	4,624	6.934	4.318	0.000	12.186	子供所得（年収，対数値） 父親所得（年収，対数値）
lny_f	2,573	5.025	4.606	0.000	11.888	4,624	5.790	4.656	0.000	12.186	
educ_c	2,573	9.398	3.889	0.000	19.000	4,624	10.318	3.572	0.000	19.000	子供教育年数
A_c	2,573	31.444	3.046	26.000	41.000	4,624	23.500	3.159	18.000	33.000	子供年齢
A_f	2,573	58.182	3.987	44.000	65.000	4,624	50.256	5.341	37.000	65.000	父親年齢
gini_p	2,573	0.343	0.050	0.241	0.426	4,624	0.407	0.044	0.280	0.478	ジニ係数
lninve_p	2,573	4.688	0.512	4.134	6.004	4,624	5.797	0.379	5.325	7.071	公的投資（対数値）
area=1	789	0.307	0.461	0.000	1.000	1,353	0.293	0.455	0.000	1.000	東部地域
area=2	687	0.267	0.442	0.000	1.000	1,312	0.284	0.451	0.000	1.000	中部地域
area=3	798	0.310	0.463	0.000	1.000	1,447	0.313	0.464	0.000	1.000	西部地域
area=4	299	0.116	0.321	0.000	1.000	512	0.111	0.314	0.000	1.000	東北地域

出所) 筆者作成

表3 第1コホートの変量効果モデルに基づく弾力性

	elasticity	std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
lny_f						
area = 1 gini = 0.3154	0.1440	0.0429	3.3600	0.0010	0.0599	0.2281
area = 2 gini = 0.3154	0.1938	0.0616	3.1400	0.0020	0.0730	0.3145
area = 3 gini = 0.3154	0.3150	0.0895	3.5200	0.0000	0.1396	0.4904
area = 4 gini = 0.3154	0.1510	0.0628	2.4000	0.0160	0.0279	0.2742
area = 1 gini = 0.3849	0.1533	0.0620	2.4700	0.0130	0.0318	0.2748
area = 2 gini = 0.3849	0.1288	0.0629	2.0500	0.0410	0.0055	0.2520
area = 3 gini = 0.3849	0.2267	0.0365	6.2200	0.0000	0.1552	0.2981
area = 4 gini = 0.3849	-3.0383	1.2464	-2.4400	0.0150	-5.4813	-0.5953
lnve_p	0.6613	0.2962	2.2300	0.0260	0.0808	1.2418
educ_c	1.3319	0.2198	6.0600	0.0000	0.9012	1.7627
A_c	-3.8893	1.0994	-3.5400	0.0000	-6.0442	-1.7345
A_f	0.3818	1.5469	0.2500	0.8050	-2.6501	3.4137
sigma_u	1.7964					
sigma_e	3.5699					
rho	0.2021					
Number of obs	2,573					
Number of groups	1,565					
ハウスマン検定 :	chi2(19): 17.29 Prob>chi2 = 0.5030					

出所) 筆者作成

表4 第2コホートの固定効果モデルに基づく弾力性

	elasticity	std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
lny_f						
area = 1 gini = 0.3786	0.1806	0.0502	3.6000	0.0000	0.0823	0.2790
area = 2 gini = 0.3786	0.1828	0.1140	1.6000	0.1090	-0.0406	0.4063
area = 3 gini = 0.3786	0.4057	0.0899	4.5100	0.0000	0.2294	0.5819
area = 4 gini = 0.3786	0.2630	0.0793	3.3200	0.0010	0.1075	0.4185
area = 1 gini = 0.4284	0.2516	0.0745	3.3800	0.0010	0.1055	0.3977
area = 2 gini = 0.4284	0.2596	0.1248	2.0800	0.0380	0.0149	0.5043
area = 3 gini = 0.4284	0.3365	0.0481	6.9900	0.0000	0.2422	0.4309
area = 4 gini = 0.4284	0.1721	0.6296	0.2700	0.7850	-1.0618	1.4060
lnve	-2.3148	1.9942	-1.1600	0.2460	-6.2233	1.5938
educ_c	6.2952	0.7989	7.8800	0.0000	4.7293	7.8611
A_c	3.9470	7.8048	0.5100	0.6130	-11.3502	19.2442
A_f	-0.9314	16.6790	-0.0600	0.9550	-33.6216	31.7587
sigma_u	4.3446					
sigma_e	3.6298					
rho	0.5889					
Number of obs	4,624					
Number of groups	2,911					
ハウスマン検定 :	chi2(19): 64.05 Prob>chi2 = 0.0000					

出所) 筆者作成

数の第1四分位数は0.3154であり、第3四分位数は0.3849である。第2コホートにおけるジニ係数の第1四分位数は0.3786であり、第3四分位数は0.4284である。各コホートの第1、第3四分位数での世代間所得弾力性の相違に基づきグレートギャツビーカーブの存在の可能性について検討する²⁰⁾。

まず、第1コホートの結果(表3)について、有意水準5%で検討する。ジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性はすべての地域で有意である。具体的には、東部地域ではジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性の上昇率は6%前後であり、ジニ係数が増加したとき、父親の所得増加が子供の所得増加に与える効果は強まる傾向にある。中部地域と西部地域に関して、ジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性の下降率はそれぞれ33%、28%前後であり、ジニ係数が増加したとき、父親の所得増加が子供の所得増加に与える効果は弱まる傾向にある。また、東北地域に関しては、第3四分位数の所得弾力性としてマイナスの値が得られていることから、これまでの所得弾力性の想定が当てはまらない。第1コホートが社会人となった時期は1990年代であり、この年代において東北地域では大規模な国有部門改革が開始され、大量に失業者が発生し経済情勢が極めて厳しい状態にあったことが一つの要因と考えられる²¹⁾。

次に、第2コホートの結果(表4)を整理する。ジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性を総じてみると、東部地域と西部地域の所得弾力性のみ有意である。具体的には、東部地域に関して、ジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性の上昇率は39%前後であり、ジニ係数が増加すると、父親の所得増加が子供の所得増加に与える効果は強まる傾向にある。西部地域に関しては、ジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性の下降率は17%前後であり、ジニ係数

が増加すると、父親の所得増加が子供の所得増加に与える効果は弱まる傾向が示された。

以上の結果から、地域と時代の効果について整理する。東部地域に関しては、コホートにかかわらずグレートギャツビーカーブの存在が想定される。しかしながら、中部地域では第1コホートでのみ逆向きのグレートギャツビーカーブの存在が考えられ、また、西部地域ではいずれのコホートでも逆向きのグレートギャツビーカーブが存在する可能性がある。東北地域は第1コホートのみ所得格差と世代間所得弾力性の間の関係は観測されたが、マイナスの値であったことから、前述したように、地域に固有の特殊事情が背景にあるものと考えられる。

5. おわりに

本稿では、地域的な異質性を考慮し、各地域での所得格差と世代間所得弾力性の関係を確認してきた。以下では地域の実態に照らし合わせて、本研究の分析結果を考察していく。

東部地域に関しては、所得格差の拡大による世代間所得弾力性の上昇が見られ、グレートギャツビーカーブが存在する可能性がある。改革開放以来、経済政策は東部地域に偏り、特に80年代後半では、国家と外国からの投資は急増し、外国企業が誘致され(魏, 2002)、先進的な生産技術、会社管理制度を導入することで労働生産性は向上し、民営企業が繁栄している。同時に大量の労働需要が生まれ、高い教育レベルの熟練労働者が必要とされるにしたがい、教育収益率も上昇している(陳・陳・夏, 2003; 劉・曾, 2014)。

そこで、この地域の高所得世帯の親は子供に対してより多くの教育投資を行うため、世帯の所得階層が維持・向上する傾向にあり、階層再生産の効果が強くなっている可能性がある。このような実情を背景として、経済発展に伴う所得格差の拡大と世代間所得弾力性の上昇の関係が存在しうるものと思われる。

これに対して、中部地域と西部地域の分析結果において、第1コホートでは逆向きのグレートギャップカーブ、すなわち、所得不平等が拡大すると世代間所得弾力性が下降する可能性がある。改革開放以来、人民公社または生産隊²²⁾の経営する企業が繁栄し、中西部地域に居住する多くの人々が農業から解放され、第二次産業または第三次産業へと従事可能になった(呉, 2007, pp.93-103)。第1コホートが社会人となるまでの時期は職業選択機会が拡大している時期と考えられ、世代間における職業階層の再生産が相対的に減少することで、世代間所得弾力性が抑えられていると考えられる。併せて、逆向きのグレートギャップカーブは、西部地域の第2コホートにおいても観測されており、西部地域では経済発展の速度が比較的遅く第2コホートの時期まで緩やかに職業選択機会が拡大していったものと想定される。

中国は、人口が多く土地が広いため、地域的にも経済情勢は複雑である。加えて、近年、世代間所得弾力性は中国においても注目されている問題である。特に、世代間所得弾力性の高い状態では、個人の努力による貧困からの脱出が困難となり、よりよい生活に向けて努力するインセンティブが低下する可能性がある。経済発展の促進を目指すのであれば、健全で平等な社会環境の構築を目指して、政府主導により対策を進めていく必要がある。

東部地域に関しては、所得格差の是正は重要な政策目標となり、低所得世帯の子供の所得向上が可能となるような対策を目指すべきである。たとえば、教育により子供が将来的に選択可能な職業階層の幅が拡大されれば、所得の増加が期待できることから、貧困世帯の子供の教育などの保障が世代間所得弾力性を改善する一つの手段になるものと考えられる。

中西部の地域に関しては、経済発展がまだ遅れている状態である。発展の初期段階で

は、社会における職業選択機会が豊富であるため、貧困世帯の子供は相対的に貧困から脱出しやすい。しかしながら、いずれ経済発展が進行し東部地域のように一定の経済水準に到達した場合、政府による低所得階層への経済支援および個人の稼ぐ力の強化が必要となる。

本研究では、中国家族パネル調査のマイクロデータを用いて世帯票と個人票のマッチングにより、父親と子供の情報を接続し、さらにそれらをパネルデータとして構築することで、約10年間(2010年-2018年)にわたる世代間所得弾力性の動向を明らかにすることを試みた。その際、回帰モデルに地域ダミー、ジニ係数、父親の所得の交互作用項を導入することで、地域の異質性をふまえつつ、所得格差と世代間所得弾力性の関係の捕捉を可能にしている。とりわけ、ジニ係数の第1四分位数と第3四分位数における世代間所得弾力性の算出により、中国の社会現状と合わせて各地域に関するコホート別のグレートギャップカーブの存在の可能性について検討した。

本研究の課題としては、主に以下の3点が挙げられる。一つ目として、本研究では、親による私的な教育投資に関するデータが得られなかったことから、各コホートの若年時の各省の公的投資のみを用いて教育の効果を捕捉した。本来であれば、公的な教育投資のみならず、親による私的な教育投資も子供世代の所得に影響している可能性がある。今回捕捉できなかった親による教育投資の効果に関しては、統計的マッチングなどの適用により解決できないか検討する必要がある。二つ目として、使用したデータセットには欠損値が多いため、サンプルサイズが相対的に小さいデータセットを用いたが、先行研究などで行われていた手法を用いて、欠損値の補定によるサンプルサイズの増加が必要と思われる。三つ目として、本研究は、男性に限定して分析を行っているが、ジェンダーによりグレー

トギャツピーカーブの相違があるかどうかにも課題としたい。
についても検討すべきである。これらは今後の

謝辞

データ分析にあたり、北京大学中国社会科学調査センターより「中国家庭追跡調査 (CFPS)」(2010年, 2012年, 2014年, 2016年, 2018年)のマイクロデータの提供を受けました。記して感謝申し上げます。

注

- 1) 中国統計局 (2002) によると、改革開放初年度である 1978 年の農村住民の貧困発生率は 30.7%、1990 年の農村住民の貧困発生率は 9.6% であり、20 年弱で約 20% ポイントの減少がみられる。なお、上記の貧困発生率は、年収が貧困基準より低い人口と総人口の比率として算出されており、1978 年における農村住民の貧困基準は個人年収 100 元以下、1990 年における貧困基準は個人年収 625 元以下に設定されている。
- 2) 中国における計画経済から市場経済への制度転換・改革深化の過程において発生した社会問題として、たとえば、三好 (2022) では PM2.5 の環境問題を、郭・曲 (2016) では過労問題の深刻さを指摘している。
- 3) 格差や不平等の概念に関して本稿では、志賀 (2017) を参考としている。格差とは「差があるという事実」である。不平等とは「容認できない格差」のことであり、社会による価値判断である。そして本稿では、Inequality = 格差、Income Inequality = 所得格差として表記する。
- 4) 中国統計局 (2013) によると、2012 年において可処分所得指標の定義を見直し、新たな可処分所得の指標を用いてジニ係数を計算しており、現時点において入手可能なジニ係数は 2003 年から 2020 年までである。
- 5) 中国統計局 (2013) によると、ジニ係数の値と所得格差の状態との関係は次のように位置付けている。ジニ係数が 0.2 以下の場合には所得格差が極めて小さい。0.2 から 0.3 の間であれば、所得格差が比較的小さい。0.3 から 0.4 の間では所得格差がやや大きい。0.4 から 0.5 の間では所得格差が大きい。0.5 を超える場合は極めて深刻な状態である。
- 6) 「富二代」とは 1978 年の改革開放後に誕生した富豪の子供である。親が築いた財産によって、他の所得階層の子供と比較して苦勞せずに安逸な生活を送る者を指す。
- 7) 「窮二代」とは改革開放の恩恵をほとんど受けられていない貧困世帯の子供である。生活環境や経済的な制限から、十分な教育を受けられず、なかなか貧困から抜け出せない者を指す。
- 8) 階層再生産とは親の階層が子供に引き継がれることを意味している。社会学の領域では主に職業階層に注意を払っているが、経済学では所得階層に注目することが多い (佐藤, 2008)。社会学において、職業階層は、政治権力、経済収入および教育的な背景を総合的に勘案して区分される。中国での職業階層は、一般に「幹部」(官僚)、「知識分子」(知識人)、「工人」(工員)、「農民」に分類されている (張・劉, 2005)。
- 9) 世代間所得流動性は世代間所得弾力性と相対的な概念であり、世代間所得流動性が高いほど、親世代の所得による子供世代の所得への影響は弱くなる。
- 10) Blanden (2015) を参考にしている。
- 11) 世代間所得弾力性の値の範囲に関して、一般的には 0 から 1 までの間で変動するが、1 を超える可能性は存在する。 β_1 が 1 を超える場合には、その値が大きいほど親世代の所得が子供の所得により強く影響を与えることを意味する。
- 12) Nam (2021) のモデル式の変数は一部入れ替えて示している。
- 13) 各種の収入の定義は次の通りである (中国統計局, 2019)。賃金収入は労働報酬と各種の福利厚生合計である。事業収入は住民あるいは住民の家族が経営活動を通して得た純収入である。財産収

入は住民あるいは住民の家族が持つ金融資産などから発生する純収入と不動産などの非金融資産または自然資源などから発生する純収入で構成されている。移転収入は移転性収入から移転性支出を引いたものであり、住民が行政機関などから受け取る純収入である。移転性収入は国家レベル、小地域レベル及び社会团体からの住民への経常的移転支払いと住民間の経常的移転支払いであり、例えば、年金、社会救済と補助金である。移転性支出は住民の義務的移転支払いであり、例えば、各種の社会保障支出、経常的寄付金である。

- 14) 2022年11月1日の為替レートで計算すれば、日本円でおおよそ400万円前後である。
- 15) 医療支出は医療サービス、医療保障、医療機関行政管理などの各種支出を含む。教育支出は、各教育段階への公共予算内の教育経費である。文化発展支出は人民の精神生活を豊かにすることを目的とした各種文化活動への支出であり、公立図書館、博物館などの財政支援を含む(中国統計局, 2019)。中国統計年鑑において、2005年の公的支出は医療支出、教育支出、文化発展支出に分けられているが、1995年は分けられていないため、医療支出、教育支出、文化発展支出の合算値を分析に用いている。
- 16) 中国の経済エリアに関する分類方法は様々だが、中国政府による各地域での政策として「改革開放」、「中部崛起」、「西部大開発」、「東北振興」にまとめることができる。「改革開放」とは中国が計画経済体制から市場経済主導の体制に向かった際の体制変換を指し、その中で一部の東部地域は対外開放をメインとした経済活動を推し進め、高い経済成長を実現した。「中部崛起」とは中部地域の協力的・持続的成長を目指した政策であり、中部地域が食糧産地やハイテク産業の拠点となるよう経済開発を進展させた。「西部大開発」とは、経済発展が遅れている西部地域への中央政府による支援プロジェクトであり、地域のインフラ整備、エネルギー開発などを促進する狙いがある。「東北振興」とは、東北地域の経済を発展させる政策であり、国有企業の改革、民営企業の育成などを支援するものである。本研究では、地域区分によるサンプルサイズの制約をふまえ、この四つの政策方針と密接に関連のある地域区分を利用した。
- 17) 中国統計局(2018)によると、2017年における東部地域の1人あたりGDPは84,595元、東北地域は50,890元、中部地域は48,747元、西部地域は45,522元である。都市化率からみると、2017年において、東部地域は67.0%、東北地域は62.0%、中部地域は54.3%、西部地域は51.6%である。なお、都市化率は都市人口が総人口に占める割合として算出されている。
- 18) 1世帯において複数の兄弟がいる場合、それぞれの兄弟に関して同じ父親の情報を付与してデータセットを構成している。
- 19) 利用しているソフトはStata se-standard edition 17.0である。
- 20) 所得弾力性の上昇(下降)率は、ジニ係数の第3四分位数での所得弾力性の値から第1四分位数での所得弾力性の値を引いた後に第1四分位数の値で割ることで算出している。なお、ジニ係数の第1四分位数と第3四分位数での所得弾力性が、それぞれ有意に0から差があるかどうかについては確認しているが、第1四分位数の所得弾力性と第3四分位数の所得弾力性の有意差については確認できていない。本研究ではこの点をふまえ、中国の社会現状と照らし合わせて、所得弾力性の点推定値の傾向をグレートギャツビーカーブとの対比により捉え直すことで、グレートギャツビーカーブの存在の可能性について議論している。
- 21) 90年代の国有企業改革の過程において数多くの労働者は契約社員となれず、不安定な雇用形態にある就業者の増加および失業者の著しい増加が起こった。特に90年代後半では東北地域の失業情勢は深刻である(界面新聞, 2021)。例えば、1996年における遼寧省の失業率は14.2%、黒竜江省は13.8%、吉林省は10.3%である(喬, 2004)。
- 22) 人民公社および生産隊は農村での末端の行政機関である。

参考文献

- 呉敬璉(2007)『現代中国の経済改革』, エヌティティ出版。
佐藤嘉倫(2008)「格差社会論と社会階層論」『経済理論』44(4), pp.20-28。
志賀信夫(2017)「格差, 不平等, 貧困」『大谷学報』96(1), pp.57-77。

- 三好恵真子 (2022) 「特集：グローバル化する中国の環境問題と生活実践」『アジア太平洋論叢』24(1), pp.4-8.
- 袁青青・劉澤曇 (2022) 「中國居民代際收入流動性趨勢研究」『經濟學動態』1, pp.117-131.
- 界面新聞 (2021) 「重返90年代之下崗潮」<https://m.jiemian.com/article/6485827.html>, 參照日：2023年3月1日.
- 何石軍・黃桂田 (2013) 「中國社會的代際收入流動性趨勢：2000-2009」『金融研究』第392号, pp.19-32.
- 郭鳳鳴・曲俊雪 (2016) 「中國勞動者過度勞動的變動趨勢及影響因素分析」『勞動經濟研究』4, pp.89-105.
- 喬榛 (2004) 「東北老工業基地改造中的下崗失業問題」『稅務與經濟 (長春稅務學院學報)』1, pp.8-11.
- 魏後凱 (2002) 「外商直接投資對中國區域經濟增長的影響」『經濟研究』4, pp.19-26.
- 顧輝 (2014) 「近十年來中國社會流動研究的新進展—社會流動視野下的「X二代現象」研究綜述」『學術論壇』4, pp.82-89.
- 湖南省教育廳 (2011) 『窮二代：別讓我輸在起跑線』http://jyt.hunan.gov.cn/sjyt/xxgk/gzdt/tpxw/201701/t20170121_3956745.html, 參照日：2023年3月1日.
- 徐曉紅 (2015) 「中國城鄉居民收入差距代際傳遞變動趨勢：2002-2012」『中國工業經濟』3, pp.5-17.
- 陳曉宇, 陳良焜, 夏晨 (2003) 「20世紀90年代中國城鎮教育收益率的變化與啟示」『北京大學教育評論』2, pp.65-72.
- 張玉林, 劉保軍 (2005) 「中國的職業階層與高等教育機會」『北京師範大學學報 (社會科學版)』3, pp.25-31.
- 中國統計局 (1995) 『中国统计年鉴1996』, 中国统计出版社.
- 中國統計局 (2002) 『1978-2000年農村居民貧困狀況』http://www.stats.gov.cn/zt_18555/ztsj/ncjj-zb/202303/t20230303_1923545.html, 參照日：2023年4月5日.
- 中國統計局 (2005-2022) 『中国统计年鉴』, 中国统计出版社. <http://www.stats.gov.cn/sj/nds/>, 參照日：2023年5月1日.
- 中國統計局 (2011) 『東西中部和東北地區劃分方法』http://www.stats.gov.cn/ztjc/zthd/sjtjr/dejtjkfr/tjzp/201106/t20110613_71947.htm, 參照日：2022年11月1日.
- 中國統計局 (2013) 『王萍萍：關於我國居民收入基尼系數測算的幾個問題』http://www.stats.gov.cn/ztjc/ztfx/grdd/201302/t20130201_59099.html, 參照日：2022年11月3日.
- 中國統計局 (2018) 『區域發展戰略成效顯著 發展格局呈現新面貌』http://www.stats.gov.cn/ztjc/ztfx/ggk-f40n/201809/t20180913_1622702.html, 參照日：2023年3月1日.
- 中國統計局 (2019) 『指標解讀』<http://www.stats.gov.cn/tjsj/zbjs/>, 參照日：2022年11月3日.
- 中國統計局住戶調查司 (2021) 『中國住戶調查年鑒2021』中國統計出版社.
- 中國發展門戶網 (2010) 『聚焦中國“二代”現象：富二代 窮二代 官二代 獨二代 星二代』http://cn.chinagate.cn/society/2010-06/21/content_20311891.htm, 參照日：2023年3月1日.
- 程永宏 (2007) 「改革以來全國總體基尼系數的演變及其城鄉分解」『中國社會科學』4, pp.45-60.
- 田衛民 (2012) 「省域居民收入基尼系數測算及其變動趨勢分析」『經濟科學』2, pp.48-59.
- 楊德山・虎旭忻 (2018) 「論新時代我國社會主要矛盾轉化—基於黨的十九大報告的解讀」『理論探討』1, pp.11-15.
- 李曦輝・李正梅 (2018) 「黨的十九大重點關照民族地區的經濟發展戰略解讀」『區域經濟評論』6, pp.13-21.
- 劉書祥・曾國彪 (2014) 「貿易自由化, 教育收益與收入差距」『財經科學』10, pp.102-112.
- Becker, G.S. and Tomes, N. (1979), "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6), pp.1153-1189.
- Becker, G.S. and Tomes, N. (1986), "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, 4(3), pp.1-39.
- Bjorklund, A. and Jantti, M. (1997), "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States", *American Economic Review*, 87(5), pp.1009-18.
- Blanden, J. (2015), "Intergenerational Income Persistence", *IZA World of Labor*, 2019: 176 doi: 10.15185/izawol.176.v2.
- Blau, P.M. and Duncan, O.D. (1967), *The American Occupational Structure*, John Wiley and Sons.

- Bloome, D. and Western, B. (2011), "Cohort Change and Racial Differences in Educational and Income Mobility", *Social Forces*, 90(2), pp.375-395.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P. and Saez, E. (2014), "Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States", *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), pp.1553-1623.
- Corak, M. (2013), "Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility", *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), pp.79-102.
- Corak, M. and Heisz, A. (1999), "The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data", *Journal of Human Resources*, 34(3), pp.504-533.
- Erikson, R. and Goldthorpe, J.H. (1992), *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford University Press.
- Fan, Y., Yi, J. And Zhang, J. (2021), "Rising Intergenerational Income Persistence in China", *American Economic Journal: Economic Policy*, 13(1), pp.202-230.
- Featherman, D.L., Jones, F.L. and Hauser, R.H. (1975), "Assumptions of social mobility research in the U.S.: The case of occupational status", *Social Science Research*, 4(4), pp.329-360.
- Hertz, T. (2007), "Trends in the Intergenerational Elasticity of Family Income in the United States", *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 46(1), pp.22-50.
- Krueger, A. (2012), "The Rise and Consequences of Inequality.", Paper presented at the Center for American Progress, Washington, D.C., January 12th. <http://www.americanprogress.org/events/2012/01/12/17181/the-rise-and-consequences-of-inequality/>, 参照日：2022年11月3日。
- Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality", *The American Economic Review*, 45(1), pp.1-28.
- Nam, J. (2021), "Does Economic Inequality Constrain Intergenerational Economic Mobility? The Association Between Income Inequality During Childhood and Intergenerational Income Persistence in the United States", *Social Indicators Research*, 154(2), pp.469-488.
- Solon, G. (1992), "Intergenerational Income Mobility in the United States", *The American Economic Review*, 82(3), pp.393-408.
- Wooldridge, J.M. (2019), *Introductory Econometrics: A Modern Approach, 7th*, South-Western Pub.
- Xie, Y. and Zhou, X. (2014), "Income Inequality in Today's China", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(19), pp.6928-6933.

Panel Data Analysis on Income Inequality and Intergenerational Income Elasticity in China : The Role of Regional Heterogeneity

Yapeng LI*

Summary

Intergenerational income elasticity is an index that measures the impact of parental income on children's earnings. The higher the index, the more difficult it is for children from low-income families to escape poverty. This study draws data from the China Family Panel Studies (2010-2018) and examines the relationship between income inequality and intergenerational income elasticity using a panel model. The results indicate that the impact of income inequality on intergenerational income elasticity varies by region. In the eastern region, intergenerational income elasticity rises with income inequality, regardless of cohort. In the central region, intergenerational income elasticity falls with rising income inequality for the pre-compulsory education cohort. However, no relationship between income inequality and intergenerational income elasticity has been observed for the post-compulsory education cohort in the central region. In the western region, intergenerational income elasticity falls with rising income inequality for all cohorts.

Key Words

Income Inequality, Intergenerational Income Elasticity, Great Gatsby Curve, Panel Data Analysis, China Family Panel Studies

* Ritsumeikan University, Graduate School of Economics
e-mail : nr1125ex@ed.ritsumei.ac.jp